

ORIGINALES

Variabilidad geográfica de la gravedad de los accidentes de tráfico en España

J. L. Redondo Calderón¹ / J. de Dios Luna del Castillo² / J. J. Jiménez Moleón³ / P. Lardelli Claret³ / R. Gálvez Vargas³

¹Delegación Provincial de Salud. Córdoba. ²Departamento de Estadística e Investigación Operativa. Universidad de Granada.

³Departamento de Medicina Preventiva y Salud Pública. Universidad de Granada.

Correspondencia: Pablo Lardelli Claret. Departamento de Medicina Preventiva y Salud Pública. Facultad de Farmacia.

Campus de Cartuja, s/n. 18071 GRANADA.

E-mail: lardelli@goliat.ugr.es

Recibido: 5 de enero de 1999

Aceptado: 25 de mayo de 1999

(Geographical variability in the severity of traffic accidents in Spain)

Resumen

Objetivo: Cuantificar la variabilidad interprovincial de la gravedad de los accidentes de tráfico en España, en el período 1985-1994, y comparar la distribución de diversos indicadores de gravedad.

Métodos: Para el período en estudio se han obtenido los valores provinciales medios de tres indicadores de severidad: el índice de mortalidad (defunciones por 1.000 accidentes), la tasa de lesividad (víctimas por 1.000 accidentes) y la tasa de letalidad (defunciones por 1.000 víctimas), así como el índice de motorización (vehículos por 1.000 habitantes) y la densidad de población. Para cada uno se obtuvieron sus correspondientes medidas de dispersión y se clasificaron las 50 provincias en terciles. Se calcularon los coeficientes de correlación entre las cinco variables y se obtuvieron modelos de regresión de Poisson, tomando los indicadores de gravedad como variables dependientes.

Resultados y conclusiones: Se observa una importante variabilidad interprovincial en los valores del índice de mortalidad y de la tasa de letalidad. Para todos los indicadores de gravedad, los valores tienden a ser menores en las provincias con elevada densidad de población y grandes concentraciones urbanas. La lesividad y la letalidad aportan componentes explicativos diferentes a la magnitud del índice de mortalidad.

Palabras clave: Accidentes de Tráfico. Gravedad. Variabilidad geográfica. Estudio ecológico.

Summary

Objective: The aim of this study is to analyze the geographical variability of the severity of traffic accidents in Spain, from 1985 to 1994, and to compare several severity indicators.

Methods: The mean values —from 1985 to 1994— of the following indicators were obtained for each province: mortality index (deaths/accidents), harmfulness rate (victims/accidents), fatality rate (deaths/victims), motorization index (vehicles/habitants) and population density. Variability measures among provinces were obtained for each one. Provinces were then grouped in terciles according to the magnitude of each indicator. Simple correlation coefficients among indicators were calculated. Poisson regression models were obtained, using severity indicators as the dependent variables.

Results and conclusions: Geographical variability was especially high for mortality index and fatality rate. For all severity indicators, lower values were found in provinces with the highest population densities and important metropolitan areas. Harmfulness and fatality rates play an independent role upon mortality index.

Key words: Traffic accidents. Severity. Geographical variability. Ecological design.

Introducción

El análisis de la variabilidad geográfica y/o temporal de la mortalidad por accidentes de tráfico (AT) ha sido objeto de estudios ecológicos realizados en diferentes países¹⁻⁶. Para ello se han utilizado diferentes indicadores, cada uno con una interpretación específica en función del denominador utilizado⁷. En España se han realizado algunos estudios de este tipo a nivel nacional, de entre los que cabe destacar por su proximidad en el tiempo el llevado a cabo por Sanz et

al.⁸, y otros referidos a unidades territoriales menores^{4,9,10}. Algunos estudios han centrado su interés en la medición de la gravedad de los accidentes, por su posible correlación con factores dependientes del medio ambiente socioeconómico susceptibles de ser controlados, entre otros la frecuencia de uso del casco o del cinturón de seguridad, o la calidad de la atención sanitaria que reciben las víctimas¹¹. A tal fin, la gravedad de los accidentes se suele obtener dividiendo el número de defunciones, bien entre el total de accidentes (índice de mortalidad) o bien entre el total de víctimas

de los accidentes (tasa de letalidad)^{1,5,9}. En teoría, el índice de mortalidad sería el resultante de dos componentes: la ya referida tasa de letalidad y el número de víctimas por accidente o tasa de lesividad. No obstante, asumiendo que esta última no varía sustancialmente, el índice de mortalidad y la tasa de letalidad han de arrojar valores semejantes. En España, los datos editados por la Dirección General de Tráfico en sus Boletines informativos permiten obtener los tres indicadores antes citados, a nivel provincial y anual. Ello nos ha permitido plantearnos el presente estudio, centrado en dos objetivos: cuantificar y caracterizar la variabilidad geográfica interprovincial de la gravedad de los AT en España, en el período 1985-1994, y comparar los resultados obtenidos utilizando los distintos indicadores de gravedad de los AT disponibles en nuestro país a nivel provincial.

Métodos

Se ha realizado un estudio ecológico. El ámbito geográfico es el territorio español (excluyendo a Ceuta y Melilla por el escaso tamaño de su población), y el período de estudio el comprendido entre los años 1985 y 1994, ambos inclusive. La unidad mínima de agregación ha sido la provincia-año, disponiéndose de 500 unidades (50 provincias por 10 años).

A partir de los Boletines Anuales de la Dirección General de Tráfico¹² se obtuvieron, para cada provincia y año, el número de accidentes con víctimas, de víctimas y de defunciones por AT, así como el número de vehículos censados (camiones + autobuses + turismos + motocicletas). A partir de los Censos de Población Española de 1981 y 1991¹³, se obtuvo la población provincial de hecho en cada uno de esos años, estratificada por grupos de edad (quinquenales) y sexo.

Se procedió inicialmente a la estimación de las poblaciones para los años no censales incluidos en el estudio, mediante la aplicación de la fórmula de crecimiento geométrico de la población. Posteriormente se obtuvieron las siguientes variables:

Indicadores de la gravedad de los AT:

- índice de mortalidad: número de defunciones por 1.000 accidentes.
- tasa de lesividad: número de víctimas por 1.000 accidentes.
- tasa de letalidad: número de defunciones por 1.000 víctimas.

Variables potencialmente relacionadas con la gravedad de los AT:

- densidad de población: número de habitantes/km²
- índice de motorización: número de vehículos por 1.000 habitantes.

Para cada provincia se obtuvo el valor medio de cada

serie de indicadores a lo largo de los 10 años del período de estudio. A partir de aquí, el análisis se orientó en tres vertientes:

— cuantificación de la variabilidad y distribución geográfica de los indicadores utilizados: La variabilidad entre los valores medios de las 50 provincias se cuantificó mediante la obtención del rango, la desviación típica y el coeficiente de variación. Para obtener representaciones gráficas de la distribución espacial de cada indicador, los valores medios de cada uno de ellos se recategorizaron en terciles y quintiles.

— cuantificación de la capacidad explicativa de las tasas de letalidad y lesividad sobre el índice de mortalidad: Para ello se calcularon los coeficientes de correlación de Pearson entre los tres indicadores y posteriormente se construyó un modelo de regresión de Poisson¹⁴, tomando el índice de mortalidad como variable dependiente y, como variables independientes, los valores medios de las tasas de lesividad y letalidad recategorizados en terciles. A partir de los coeficientes del modelo ($\exp\beta_i$) obtuvimos razones de tasas (número de veces que es mayor la variable dependiente en un determinado tercil de la variable independiente, en relación con el tercil de referencia).

— cuantificación de la capacidad explicativa de la tasa de motorización y la densidad de población sobre los tres indicadores de gravedad utilizados. Para ello se obtuvieron igualmente los coeficientes de correlación de Pearson y se construyeron modelos de regresión de Poisson para cada indicador de gravedad. Las variables independientes fueron también en este caso recategorizadas en terciles. Finalmente, tomando como variable dependiente el índice de mortalidad, se construyó un modelo de Poisson incluyendo como términos independientes las otras cuatro variables definidas.

El análisis estadístico se realizó con el programa STATA (versión 5.0)¹⁵.

Resultados

La tabla 1 presenta los valores provinciales medios para el período de estudio de todas las variables utilizadas. En la tabla 2 se muestran los estadísticos de tendencia central y dispersión para los valores medios de cada variable en las 50 provincias. De los tres indicadores de gravedad considerados, el índice de mortalidad es el que, a tenor de su coeficiente de variación (0,322), presenta una mayor variabilidad interprovincial, con un rango de 144,94 (de 25,23 a 170,17). Un valor algo inferior (0,268), se obtiene para el coeficiente de variación de la tasa de letalidad, mientras que el de la tasa de lesividad es mucho menor (0,074). En la figura 1 se presenta la distribución de las provincias en terciles y quintiles superior e inferior, de acuerdo con la

Tabla 1. Valores provinciales medios para las variables del estudio en el período 85-94

Provincia	Densidad de población	Índice de motorización ¹	Índice de mortalidad ¹	Tasa de lesividad ¹	Tasa de letalidad ¹
Álava	90,20	369,63	63,69	1.582,47	40,37
Albacete	23,15	339,22	108,91	1.762,63	61,59
Alicante	220,79	438,27	77,46	1.653,17	46,85
Almería	51,65	365,28	107,76	1.707,32	62,25
Ávila	22,02	323,51	85,10	1.863,74	45,79
Badajoz	30,05	280,75	103,31	1.731,39	59,96
Baleares	141,55	639,55	54,82	1.494,67	36,82
Barcelona	609,12	441,27	25,23	1.393,29	18,17
Burgos	25,07	332,30	114,84	1.797,79	63,94
Cáceres	20,93	299,64	128,57	1.924,73	66,75
Cádiz	144,77	298,43	86,86	1.648,01	52,54
Castellón	67,48	428,54	109,11	1.668,24	65,06
Ciudad Real	24,14	295,70	136,11	1.871,32	72,62
Córdoba	54,81	302,60	64,61	1.600,81	40,38
Coruña, La	139,88	321,85	92,99	1.651,89	56,42
Cuenca	12,14	334,25	143,76	1.988,27	72,43
Girona	85,96	570,78	72,25	1.602,05	45,08
Granada	62,73	324,68	84,50	1.727,79	49,21
Guadalajara	11,99	374,45	108,40	1.828,07	59,92
Guipúzcoa	347,56	351,73	55,50	1.511,56	36,65
Huelva	43,84	280,60	80,24	1.770,56	45,23
Huesca	13,47	408,58	129,36	1.760,43	73,47
Jaén	47,54	279,18	80,76	1.761,07	45,95
León	34,07	327,99	97,24	1.684,53	57,75
Lleida	29,30	459,07	100,86	1.755,24	57,45
La Rioja	52,50	352,93	117,52	1.809,15	64,87
Lugo	39,72	333,08	143,04	1.698,48	83,98
Madrid	618,84	423,76	54,28	1.634,85	33,37
Málaga	157,62	354,49	85,15	1.590,92	52,93
Murcia	92,12	388,27	72,49	1.609,57	45,13
Navarra	50,39	406,53	170,17	1.858,11	91,59
Orense	50,71	364,62	103,96	1.702,46	60,95
Asturias	106,01	338,18	90,66	1.614,85	56,20
Palencia	23,30	324,98	74,88	1.715,18	43,93
Palmas, Las	188,51	411,73	100,07	1.721,08	58,13
Pontevedra	202,19	350,90	92,54	1.726,95	53,57
Salamanca	29,35	311,06	84,62	1.605,13	52,52
S.C. Tenerife	213,94	432,72	84,15	1.611,30	51,99
Cantabria	100,00	336,57	62,10	1.528,61	40,50
Segovia	21,52	372,73	92,86	1.753,71	52,84
Sevilla	115,25	311,31	48,00	1.507,02	31,76
Soria	9,32	357,48	94,74	1.722,67	55,13
Tarragona	86,27	454,90	90,91	1.709,03	53,24
Teruel	9,85	344,02	112,01	1.764,78	63,84
Toledo	31,94	336,29	152,55	1.996,85	76,42
Valencia	198,28	404,79	59,83	1.590,56	37,64
Valladolid	61,65	330,30	78,43	1.727,97	45,15
Vizcaya	530,31	325,00	39,86	1.506,00	26,50
Zamora	20,62	302,85	129,59	1.868,08	69,67
Zaragoza	49,00	338,82	73,84	1.615,49	45,77

¹Ver descripción en el texto (Métodos).

Tabla 2. Estadística descriptiva de los valores medios de cada variable durante el período 1985-1994

Variable	Media	DT ¹	CV ²	Mínimo	Máximo	Rango
Densidad de población ($\times \text{km}^2$)	1.082,66	1.410,67	1,303	93,17	6.188,35	6.095,18
Índice de motorización ($\times 1.000 \text{ habs.}$)	363,92	69,02	0,190	279,18	639,55	360,37
Índice de mortalidad ($\times 1.000 \text{ accidentes}$)	92,41	29,74	0,322	25,23	170,17	144,94
Tasa de letalidad ($\times 1.000 \text{ víctimas}$)	53,61	14,35	0,268	18,17	91,59	73,42
Tasa de lesividad ($\times 1.000 \text{ accidentes}$)	1.698,60	126,58	0,074	1.393,29	1.996,85	603,56

¹Desviación Típica.

²Coefficiente de Variación.

magnitud de sus índices de mortalidad. En el tercil inferior se incluyen provincias como Madrid, Barcelona, Valencia, Baleares, Sevilla, Zaragoza, las tres provincias vascas y Valladolid, entre otras. En el tercil superior se ubican las provincias extremeñas y de Castilla la Mancha, Orense, Lugo, Zamora, Burgos, la Rioja, Navarra, Huesca, Teruel, Castellón y Almería. La tasa de letalidad (Fig. 2) presenta una distribución por terciles y quintiles prácticamente superponible al índice de mortalidad. La tasa de lesividad, aunque de forma algo más irregular, también muestra un patrón geográfico similar (Fig. 3). Finalmente, el índice de motorización (Fig. 4) muestra una distribución geográfica muy marcada: las

Figura 1. Distribución geográfica de los valores provinciales medios para el índice de mortalidad (1985-1994), agrupados en terciles (y quintiles superior e inferior).

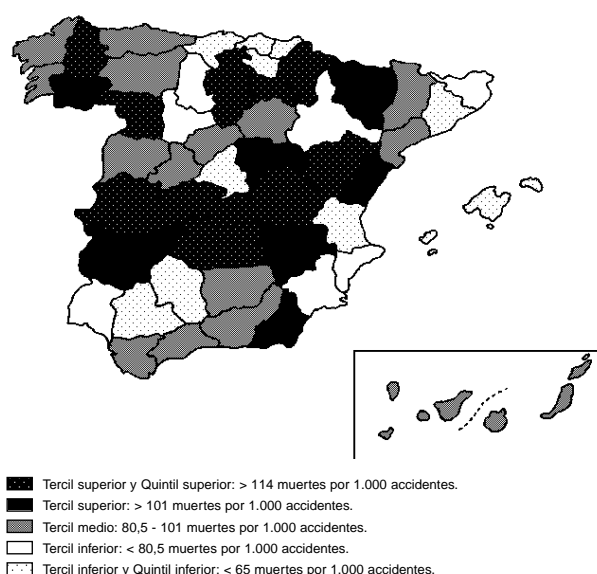
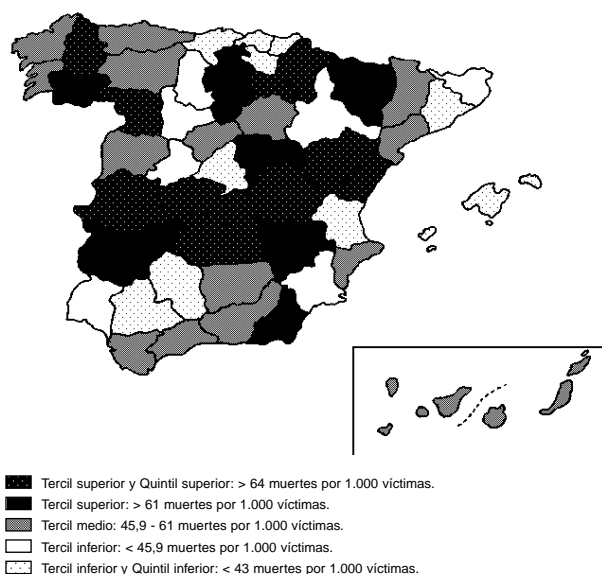


Figura 2. Distribución geográfica de los valores provinciales medios para la tasa de letalidad (1985-1994), agrupados en terciles (y quintiles superior e inferior).



tasas más elevadas corresponden en general a provincias orientales y nororientales, junto con Madrid, Guadalajara y Segovia, mientras que, por el contrario, el tercil con las tasas más bajas agrupa fundamentalmente a casi toda Andalucía (salvo Almería y Málaga), Extremadura y casi toda Castilla-León.

Figura 3. Distribución geográfica de los valores provinciales medios para la tasa de lesividad (1985-1994), agrupados en terciles (y quintiles superior e inferior).

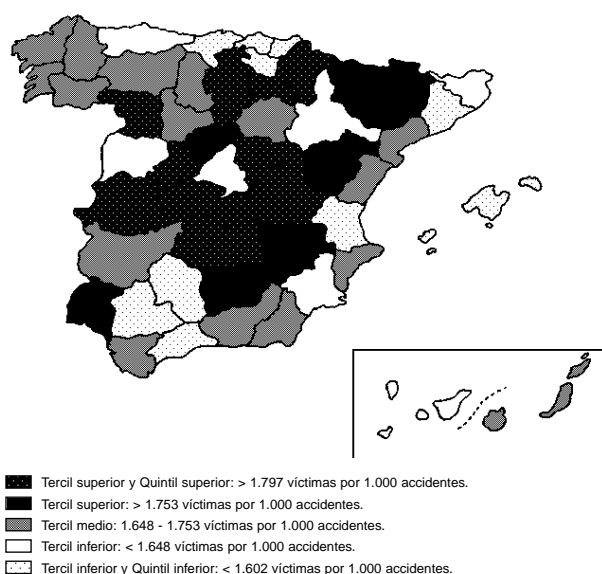
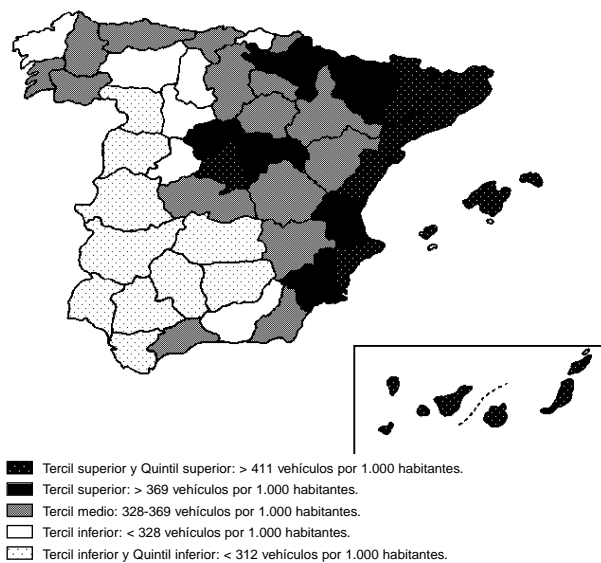


Figura 4. Distribución geográfica de los valores provinciales medios para la tasa de motorización (1985-1994), agrupados en terciles (y quintiles superior e inferior).



Con respecto a la relación existente entre los tres indicadores de gravedad, se obtiene un elevado coeficiente de correlación de Pearson entre el índice de mortalidad y la tasa de letalidad ($r = 0,987$; $p < 0,001$). La tasa de lesividad, aunque con un coeficiente de menor magnitud, también se correlaciona estrechamente con el índice de mortalidad ($r = 0,842$; $p < 0,001$). Finalmente, las tasas de letalidad y lesividad también están correlacionadas entre sí ($r = 0,759$; $p < ,001$). En el modelo de regresión de Poisson (tabla 3) se observa que tanto la tasa de lesividad como la de letalidad se asocian positivamente con el índice de mortalidad, de forma independiente. Para ambas se obtienen razones de tasas crecientes a medida que se asciende de tercil, lo que indica que el índice de mortalidad aumenta conforme lo hacen la letalidad y la lesividad. Los valores de dichas razones son siempre superiores para las tasas de letalidad.

La densidad de población está inversamente correlacionada con todos los indicadores de gravedad, con coeficientes de $-0,609$, $-0,620$ y $-0,590$ para el índice de mortalidad, la tasa de letalidad y la tasa de lesividad, respectivamente ($p < 0,001$ en todos los casos). El índice de motorización sólo muestra una asociación inversa de menor magnitud con la tasa de lesividad ($r = -0,331$; $p = 0,02$). En los modelos de regresión de Poisson (tabla 3), la densidad de población muestra una clara asociación inversa, estadísticamente significativa, con todos los indicadores de gravedad, mientras que el comportamiento del índice de motorización es más irregular, pudiendo destacarse una asociación significativa

Tabla 3. Modelos de regresión múltiple de Poisson para los valores medios de los indicadores en el período 1985-1994. Razones de tasas entre terciles¹

Variable dependiente		Variables Independientes			
		Tasa de lesividad	Tasa de letalidad	Densidad de población	Índice de motorización
Índice de mortalidad	Terciles ²				
	Medio	1,15 (1,05-1,27)	1,32 (1,21-1,45)		
	Superior	1,27 (1,15-1,41)	1,69 (1,52-1,87)		
Índice de mortalidad	Medio			0,86 (0,81-0,92)	1,21 (1,13-1,30)
	Superior			0,62 (0,57-0,67)	1,08 (1,00-1,16)
Tasa de lesividad	Medio			0,94 (0,93-0,96)	1,01 (0,99-1,03)
	Superior			0,88 (0,87-0,90)	0,99 (0,98-1,01)
Tasa de letalidad	Medio			0,91 (0,83-0,99)	1,20 (1,09-1,31)
	Superior			0,70 (0,63-0,77)	1,09 (0,99-1,19)
Índice de mortalidad	Medio	1,11 (1,00-1,24)	1,35 (1,22-1,48)	1,04 (0,96-1,13)	1,04 (0,96-1,12)
	Superior	1,23 (1,09-1,39)	1,65 (1,47-1,85)	0,93 (0,83-1,04)	1,02 (0,94-1,10)

¹En el interior de la tabla se presentan, para cada variable independiente, las razones de la variable dependiente para cada tercil en relación con el tercil inferior, que es el de referencia en todos los casos, así como su intervalo de confianza al 95% (entre paréntesis).

²Puntos de corte del tercil medio para cada variable independiente: 45,9 a 61 para la tasa de letalidad; 1.648 a 1.753 para la tasa de lesividad; 340,7 a 902,2 para la densidad de población; 328 a 369 para el índice de motorización.

de riesgo con el índice de mortalidad y la tasa de letalidad, específicamente para el tercil medio. Finalmente, ninguna de estas dos variables mantiene asociación alguna con el índice de mortalidad cuando se consideran en el modelo conjuntamente con las tasas de lesividad y de letalidad, mientras que los coeficientes de estas últimas permanecen prácticamente inalterados.

Discusión

Los resultados del presente estudio indican la existencia de una considerable variabilidad interprovincial en la gravedad de los AT en España, estimada bien por el índice de mortalidad o bien por la tasa de letalidad, mientras que por el contrario las tasas de lesividad presentan un patrón mucho más homogéneo. Indudablemente, una parte de la variabilidad de los dos primeros indicadores depende de su mayor inestabilidad y es por tanto atribuible al azar, que afecta más a un número pequeño (el número de defunciones), que a uno grande (el número de víctimas). A pesar de ello, no es posible atribuir toda la variabilidad a un fenómeno puramente aleatorio, por lo que cabe concluir que, efectivamente, ambos indicadores presentan una variabilidad interprovincial que debe ser justificada. Con respecto a la tasa de lesividad, si bien su variabilidad interprovincial es escasa, el análisis realizado revela que este indicador está también estrechamente relacionado con la gravedad de los accidentes de circulación y sigue un patrón geográfico similar. Ello, indudablemente, refleja el que lesividad y letalidad comparten un com-

ponente explicativo común sobre el índice de mortalidad: ambas dependen directamente de la cantidad de energía cinética liberada como consecuencia del accidente, del tipo de accidente (atropello, colisión, salida de la vía, etc.), y del mayor o menor efecto de las medidas de atenuación del impacto (cinturón de seguridad, bolsa de aire, etc.). Sin embargo, en teoría, cada factor aporta además un componente explicativo específico sobre el índice de mortalidad: así, la variabilidad en la tasa de lesividad depende también del número de personas involucradas en el accidente (que a su vez depende del número y tipo de vehículos implicados, de la tasa de ocupación de dichos vehículos y del volumen de atropellos); por su parte, la tasa de letalidad se ve afectada específicamente por la atención sanitaria recibida por las víctimas de los AT (primeros auxilios, tiempo de evacuación, atención especializada, etc.).^{4,11} El que la magnitud del coeficiente de variación del índice de mortalidad sea superior a los de las tasas de letalidad y de lesividad, y el que ambos indicadores se introduzcan de forma significativa en el modelo de regresión de Poisson confirma la validez del planteamiento anterior y sugiere que, en nuestro país, la variabilidad geográfica en la gravedad de los AT depende parcialmente de los tres grupos de factores antes citados.

La existencia de la citada variabilidad geográfica en la gravedad de los AT no es un fenómeno particular de España, sino que ha sido descrito en otros países, algunos, como los Países Bajos⁵, con unas tasas de mortalidad por AT muy inferiores a las nuestras. De hecho, para van Beeck et al, la tasa de letalidad es el componente que más fuertemente incide sobre la variabilidad intranacional en las tasas específicas de morta-

lidad por AT, por encima de las posibles diferencias en la movilidad o en la accidentabilidad⁵. Por otra parte, ya en nuestro país, autores como Plasència¹¹ han alertado sobre la necesidad de reorientar las políticas de control de los AT en España, aún centradas en la reducción del número de accidentes, hacia la reducción de su gravedad. Los resultados de nuestro estudio indican que en este terreno aún existen diferencias geográficas intranacionales.

Establecida la conclusión anterior, cabe preguntarse cuáles son las provincias con mayores índices de gravedad, y cuáles pueden ser los factores responsables de ello. A partir del análisis de nuestros datos parece evidente que, en general, la mayor gravedad se asocia a zonas de baja densidad de población, sin grandes concentraciones urbanas, y viceversa. En consonancia con ello, diversos estudios han registrado una mayor mortalidad por AT en zonas rurales, con baja densidad de población y de tráfico^{1,2,5,6,16}. Dicha asociación se ha atribuido especialmente a la mayor velocidad de circulación de los vehículos en las áreas rurales^{1,2,4,5} y a la mayor lejanía de los centros asistenciales especializados^{1,2,6,16}, entre otros factores (peores vehículos, menor uso del cinturón de seguridad, y, en general, factores relacionados con un menor desarrollo económico, a su vez generalmente asociado con menores densidades de población). Así, el que las provincias con mayores concentraciones de población (Madrid, Barcelona, Valencia, Bilbao, Sevilla y Zaragoza) se encuadren en el tercil de provincias con los índices de gravedad más bajos, podría explicarse, entre otros factores, por una menor velocidad media de circulación, así como por una teórica mayor accesibilidad y calidad de los servicios sanitarios en ellas, específicamente en relación con la proximidad a centros hospitalarios de tercer nivel. En relación con esta última hipótesis, Van Beeck et al⁵ identificaron en los Países Bajos una asociación inversa entre la tasa de letalidad y la disponibilidad de centros de atención traumatológica de alto nivel. En el mismo sentido, Bentham⁶ ha observado, en Inglaterra y Gales, una relación entre las tasas de mortalidad por AT y la proximidad a centros sanitarios. En Cataluña se halló una correlación inversa entre el índice de mortalidad por AT y la proporción de ambulancias de cada comarca con respecto al total de la Comunidad¹⁰.

El índice de motorización puede interpretarse como un indicador socioeconómico⁷, como así tiende a confirmarlo su característica distribución geográfica en nuestro país. En teoría, un alto nivel de desarrollo socioeconómico debe asociarse a su vez con un conjunto de factores tendentes a atenuar la gravedad de los AT: vehículos más seguros, mayor frecuencia de uso de medidas de seguridad activas y mejor atención sanitaria a las víctimas, entre otros. Sin embargo, el índice de motorización no muestra en nuestro estudio asociaciones consistentes con los indicadores de gravedad. Ello, en combinación con lo ya comentado anteriormente,

sugiere que, al menos en relación con el nivel de la atención sanitaria, puede que no sea tanto la calidad de los servicios especializados como su proximidad al lugar del accidente, uno de los factores que realmente influya en la mayor o menor repercusión sanitaria de los AT en España.

Finalmente, para interpretar correctamente los resultados del presente estudio es necesario tener en cuenta algunas consideraciones metodológicas. En primer lugar es importante destacar que, puesto que el interés se centra en clasificar las defunciones en función del lugar en que ocurren, los datos se han obtenido de la Dirección General de Tráfico y no del Movimiento Natural de la Población, asumiendo por tanto las diferencias existentes entre ambas fuentes de registro, ya ampliamente descritas^{8,17}. Algunos diseños agregados estudian la variabilidad geográfica de la mortalidad por AT y sus posibles factores asociados utilizando las tasas específicas de mortalidad por lugar de residencia. Con ello se asume que la gran mayoría de los accidentes mortales ocurren en el mismo lugar de residencia de los fallecidos, lo que en ocasiones dista mucho de ser cierto (el 32% de los residentes en Madrid fallecidos por AT mueren fuera de su provincia⁴). En caso contrario, no tendría sentido tratar de correlacionar dicha tasa de mortalidad con variables dependientes del medio ambiente.

En segundo lugar, cuando se utiliza la tasa específica de mortalidad por AT (referida a la población de cada área y no al número de accidentes o de víctimas que tienen lugar en ella), hay que tener en cuenta que ésta depende no sólo de factores ligados a la gravedad del accidente sino de aquéllos otros relacionados con el nivel de exposición de la población o con la tasa de accidentabilidad. Ello dificulta la identificación de la importancia que, sobre la mortalidad por AT, tienen los factores que afectan selectivamente a la gravedad, como la proximidad a centros sanitarios. Es pues necesario interpretar cuidadosamente los patrones geográficos de variabilidad en función del indicador de mortalidad utilizado, pues los factores determinantes de cada uno pueden ser completamente distintos. Prueba de ello son los resultados, radicalmente discordantes con los de nuestro estudio, obtenidos por Sanz et al⁸ al clasificar las provincias en función del índice estandarizado de mortalidad, para un período equiparable (1987-1992): en el cuartil superior (con los índices más elevados), se encuadran, entre otras provincias, Barcelona, Madrid, Baleares, Valencia y Sevilla, es decir, justo lo contrario a lo obtenido en nuestro estudio al utilizar indicadores de gravedad. Todo parece indicar que las provincias antes citadas presentan un mayor número de accidentes (probablemente por una mayor exposición de su población), pero su repercusión sanitaria es, a tenor de nuestros resultados, indudablemente menor.

Por otra parte, hay que tener en cuenta que los datos

sobre el número de accidentes suministrados por la Dirección General de Tráfico hacen referencia exclusivamente a los accidentes con víctimas. Ello puede suponer un sesgo de selección¹¹, si la distribución de los accidentes sin víctimas (sólo con daños materiales) no fuera homogénea en todo el territorio nacional. No obstante, creemos que el sentido más probable de dicho sesgo es la infravaloración de la variabilidad de los indicadores de gravedad, pues parece razonable suponer que las provincias con una mayor densidad de población (y de circulación) tenderán a presentar una mayor frecuencia de accidentes sin víctimas. Con ello, la subestimación de los denominadores del índice de mortalidad y de la tasa de lesividad de estas provincias (que, como hemos visto, presentan ya de por sí los valores más bajos), sería mayor que la del resto.

Finalmente, con respecto al tipo de análisis realizado, el empleo de terciles en los modelos de regresión en lugar de otras posibles recategorizaciones (cuartiles o quintiles), nos garantiza disponer de un número suficiente de unidades (provincias) en cada categoría, con objeto de obtener estimaciones de razones de tasas con errores estándares no distorsionados por tamaños demasiado pequeños y que a la vez sean fácilmente interpretables. Con respecto al empleo de la regresión de Poisson, si bien creemos que todos los indicadores de gravedad definidos siguen este tipo de distribución, es evidente que puede haber un problema de multicolinealidad en los modelos que incluyen las tasas de lesividad y de letalidad, inducido por la forma en que ambas

están construidas (víctimas/accidentes y defunciones/víctimas, respectivamente). No obstante, esta multicolinealidad debería afectar a la construcción de los modelos reduciendo anormalmente tanto los errores estándares de los coeficientes como los valores de bondad de ajuste. Ninguno de estos dos fenómenos se aprecia de forma ostensible en los modelos obtenidos, por lo que creemos que la distorsión inducida por la multicolinealidad no debe ser de suficiente magnitud como para producir una deformación importante en ellos. Por otra parte, una estrategia alternativa para obviar este problema sería la de producir combinaciones lineales con las tasas de letalidad y lesividad, lo que nos impediría individualizar el componente explicativo de cada una de ellas sobre el índice de mortalidad, aspecto importante dentro de los objetivos del estudio.

En resumen, los resultados del presente estudio permiten llegar a las siguientes conclusiones. En primer lugar, que existe una importante variabilidad geográfica en la gravedad de los AT en España. Por otra parte, el índice de mortalidad y la tasa de letalidad se comportan de forma muy similar a la hora de cuantificar la gravedad de los AT. La magnitud de la tasa de lesividad también influye directamente, si bien con menor intensidad, sobre el índice de mortalidad. Y por último, la gravedad de los AT tiende a ser menor en las provincias con elevada densidad de población y grandes concentraciones urbanas.

Bibliografía

1. Williams FLR, Lloyd OL, Dunbar JA. Deaths from road traffic accidents in Scotland 1979-1988. Does it matter where you live?. *Public Health* 1991;105:319-26.
2. Baker SP, Whitfield RA, O'Neill B. Geographic variations in mortality from motor vehicle crashes. *New Engl J Med* 1987;316:1384-7.
3. Fridstrøm L, Ingebrigtsen S. An aggregate accident model based on pooled, regional, time-series data. *Accid Anal Prev* 1991;23:363-78.
4. Giné JM. Mortalidad por accidentes de tráfico en Cataluña y otras Comunidades Autónomas (1983-1990). *Gac Sanit* 1992; 6:164-9.
5. Van Beeck EF, Mackenbach JP, Looman CWN, Kunst AE. Determinants of traffic accident mortality in the Netherlands: A geographical analysis. *Int J Epidemiol* 1991;20:698-706.
6. Bentham G. Proximity to hospital and mortality from motor vehicle traffic accidents. *Soc Sci Med* 1986;23:1021-6.
7. Bangdiwala SI, Anzola-Pérez E, Glizer IM. Statistical considerations for the interpretation of commonly utilized road traffic accident indicators. Implications for developing countries. *Accid Anal Prev* 1985;17:419-27.
8. Sanz Ortíz C, Pérez de la Paz J. Mortalidad por accidentes de tráfico en España 1962-1992 (I y II). *Boletín Epidemiológico Semanal* 1996;4:289-312.
9. Generalitat Valenciana. Conselleria de Sanidad y Consumo. Accidentabilidad, morbilidad y mortalidad por accidentes de tráfico en la Comunidad Valenciana y en España (1950-1986). Valencia: Conselleria de Sanitat y Consum; 1989.
10. Tresserras R, Martínez V, Canela J. Aproximació ecològica a la mortalitat per accidents de trànsit a Catalunya (1983-1985). *Ann Med (Barc)* 1989;75:27-30.
11. Plasència A. Accidentes de tráfico en España: A grandes males ¿pequeños remedios?. *Quadern CAPS* 1992;17:9-33.
12. Dirección General de Tráfico. Madrid: Boletines informativos de accidentes (1985 a 1994).
13. Instituto Nacional de Estadística. Madrid: Censos de Población Española (1981 y 1991).
14. Clayton D, Hills M. *Statistical Models in Epidemiology*. Oxford: Oxford University Press; 1993.
15. StataCorp. *Stata Statistical Software: Release 5.0*. College Station, TX: Stata Corporation; 1997.
16. Thouez JP, Joly MF, Rannou A, Bussière Y, Bourbeau R. Geographical variations of motor-vehicle injuries in Quebec 1983-1988. *Soc Sci Med* 1991;33:415-21.
17. Espinos N, Durán E, Villalbí JR. La mortalidad por accidentes en España: contraste de diversas series estadísticas. *Rev San Hig Pub* 1989;63:79-87.